

TAXA DE RETORNO DA ESCOLARIDADE NOS ESTADOS BRASILEIROS: CRESCENTE OU DECRESCENTE?

Waleska de Fátima Monteiro*

Joilson Dias**

Maria Helena Ambrosio Dias***

RESUMO

O objetivo deste artigo é de verificar a existência de retornos crescentes de escala advindos da escolaridade em nível de Brasil e Estados. Esta aplicação é estendida para captar diferenciais do sexo masculino e feminino. O modelo teórico e empírico proposto soluciona dois problemas presentes na literatura. O primeiro da não linearidade dos coeficientes Mincerianos e o segundo da presença de viés de seleção. O uso do modelo e de técnicas que permitem testar a presença ou não de retornos de escala em nível marginal contribuiu para obter resultados robustos quanto à presença de retornos crescentes de escala. Em nível de Brasil, os retornos crescentes ocorrem a partir de 4,8 anos de escolaridade no geral, reduzindo para a partir de 4 anos, quando considerados os sexos em separado. Em 50% dos Estados da região Norte e Nordeste, o sexo feminino ainda não atingiu em média a barreira a partir da qual se obtêm retornos crescentes de escala. Mas estas são características também presentes quase na totalidade dos Estados das regiões Centro Oeste e Sul, com exceção para o Paraná. Como resultado geral, a partir das estimativas neste artigo podem ser construídas funções de capital humano dos Estados de forma individual para testes de políticas econômicas.

Palavras Chaves: Retorno da escolaridade; modelo não-linear; método de Heckman; capital humano.
JEL: E24, O15 e O47

ABSTRAT

The objective of this paper is to investigate the existence of increasing returns to formal education in Brazilian states and, by extension, Brazil. We also explore by gender. The theoretical and empirical model used allows us to tackle too problems present in the literature. The first is the non-linearity of Mincerian coefficients. The second is the potential sampling selection bias. The use of this model and technique lead us to obtain robust results for the presence of increasing returns to education at marginal level for Brazil and its states. For instance, at the aggregate level, the increasing returns starts at 4.8 years of formal education and, considering each gender separately, this return starts at 3.3 years of education. Nonetheless, in 50% of the North and Northeast states, the female has yet to cross the threshold barrier of increasing returns. The same is true for most of the states in the Center-East and South, excepting Paraná. As a general result, the estimates allow for future construction of human capital functions for each state to test economic policies.

Key-words: Returns to formal education, non-linear model; Heckmam method; human capital.

Área 5: Crescimento, Desenvolvimento Econômico e instituições.

* Mestranda em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Maringá. wfmonteiro05@yahoo.com.br

** Doutor. Professor Titular em Teoria Econômica da Universidade Estadual de Maringá. jdias@uem.br

*** Doutora. Professora Titular em Teoria Econômica da Universidade Estadual de Maringá. mhadias@uem.br

1. Introdução

Tratar o conhecimento do indivíduo como um capital é relativamente recente na literatura econômica. A introdução do capital humano nesses estudos ocorreu primeiramente com o trabalho de Mincer (1958), seguido por Schultz (1961). Porém, foi o estudo efetuado por Mincer (1974) que consolidou o conceito e mensurou a fórmula do retorno de investimentos em capital humano. O interesse crescente nos estudos relacionados ao capital humano se deve principalmente à comprovada influência deste no desenvolvimento dos países.¹

A importância de verificar a forma da função de capital humano está em compreender o impacto da escolaridade nos ganhos de renda. Retornos decrescentes significam que aumentos no nível de escolaridade estão associados a uma taxa menor de acréscimos aos ganhos, enquanto que para retornos constantes, se pressupõe aumentos constantes nos ganhos. Tais características têm dominado a literatura recente quanto à forma da função utilizada nas estimativas para o Brasil, sem uma comprovação quanto ao tipo de retornos presente na economia brasileira.

Outro aspecto que pode interferir nas estimativas resultantes da função de capital humano, que objetivam testar seu impacto nas diversas políticas nacionais, é a construção de medidas de estoques de capital humano. Essas funções de capital humano são muito aplicadas na literatura de crescimento econômico, especialmente após os trabalhos de Hall e Jones (1999).² No Brasil, os dados disponíveis para o estoque de capital humano são do IPEA, construídos com base nos coeficientes de retorno estimados por Lam e Schoeni (1993).³

Nesse contexto, este artigo utiliza o modelo teórico proposto por Trostel (2004), o qual apresenta a forma adequada de medir os ganhos advindos para cada ano de escolaridade adicional na renda dos indivíduos. A estimativa desse modelo permite testar as características dos retornos nos Estados brasileiros e de forma agregada para o Brasil. Adicionalmente, serão estimadas as funções de capital humano para cada Estado para os sexos masculino e feminino. O Distrito Federal foi desconsiderado da análise, devido sua alta concentração de funcionários públicos com rendas que distorciam a amostra.

Além desta introdução, este artigo está organizado em três partes principais: a seção 2 apresenta uma discussão dos trabalhos sobre o retorno de escolaridade; a seção 3 descreve o modelo teórico que fundamenta nossa interpretação sobre os retornos da escolaridade; por sua vez, a seção 4 apresenta o método de Heckman, que complementa a análise, por conferir o cálculo das taxas de retorno. Ainda, expomos todos os resultados atingidos no estudo empírico. Em seguida, algumas considerações são traçadas. Por fim, para efeitos de ilustração e informação, incluímos as tabelas com as estimações econométricas.

2. Capital Humano e Retornos da Escolaridade: uma breve discussão

O estudo sobre o retorno do capital humano foi iniciado por Mincer (1974), em que mostra como as taxas de retornos sociais e privadas interferem no crescimento econômico. Em outro trabalho empírico, Mincer (1981) aborda que, conforme a acumulação de capital humano ocorre, haverá crescimento individual na renda, além de crescerem os agregados sociais e nacionais. O crescimento nacional de capital humano pode ser interpretado como um fator de produção coordenado pelo capital físico, ou seja, a contribuição do capital humano para o crescimento é maior quanto maior for a existência de capital físico. Diante disso, o autor apresenta uma equação padrão para salário real, do qual deriva os ganhos adicionais advindos da escolaridade e experiência.

A partir dos estudos de Mincer, vários trabalhos se dedicaram em estimar seu modelo para países, aplicando a equação com o intuito de medir as taxas de retornos da escolaridade. Um resumo do esforço da literatura internacional para atender este problema se encontra em Psacharopoulos (1993). Como resultado comum, os estudos aplicados para diversos países constataram que os retornos à escolaridade diferem consideravelmente entre nações, embora dentro dos países, as taxas de retorno obtidas eram

¹ Veja as teorias de Uzawa (1965), Lucas (1988) e Romer (1990).

² Outros autores que construíram funções que apresentam retornos constantes foram Klenow e Rodriguez-Clare (1997), Bils e Klenow (2000) e Easterly (2001).

³ Veja uma excelente aplicação do uso desses coeficientes na construção de capital humano dos municípios brasileiros em Kroth and Dias (2006).

decrecentes. Ou seja, os retornos em nível de educação básica até quatro anos possuíam retornos superiores aos encontrados para níveis acima deste grau de escolaridade.

No caso específico do Brasil, Psacharopoulos (1987) obteve que os retornos da educação eram crescentes por nível de escolaridade. A taxa de retorno média da escolaridade estimada no Brasil foi de 15%. As taxas marginais de retorno (incrementos adicionais à taxa média) para cada ano adicional aos quatro anos primários é de 0,4%, no nível secundário, a média dos retornos marginais aumenta para 1,53% e, no terciário ou superior, esta média sobe para 2,4%. Além disso, o autor encontra que essas taxas de retorno não diferem no agregado por segmento de mercado. No nível superior os retornos marginais por área vocacional diferem, enquanto na engenharia a taxa de retorno por ano de escolaridade adicional é de 2,8%, na área social é de 2,0%. A fonte de dados foi o censo de 1980.

Utilizando dados do Programa Nacional de Amostra Domiciliar (PNAD), de 1976 a 1989, e dividindo em grupos de períodos para avaliação do retorno da escolaridade no Brasil, Leal e Werlang (1991) encontram retornos decrecentes na função *spline* Minceriana. A taxa média de retorno para o período 1986/89 foi de 16% para o primário, 8,4% para o ginásio, 16,8% para o secundário e 15,6% para o superior.

Lam e Schoeni (1993) estimaram também as taxas marginais de retorno por nível de escolaridade. Os resultados obtidos foram crescentes, mesmo quando controlados por variáveis omitidas, especialmente as representativas do estoque de capital humano das famílias ou suas características intrínsecas. Controlando para as características específicas da família, a taxa média de retorno ficou entre 12% e 14%. No entanto, os indivíduos que têm pais com educação em nível superior, esta taxa aumenta em até 35%, ou seja, 1,35 vezes 14% equivaleria a 18,9%. As taxas de retornos marginais por ano de escolaridade estimada foi 0,23% para o primeiro ano e de 2,8% para 17 anos de escolaridade. Considerando o sistema atual de ensino, as taxas de retornos marginais médias por ano seriam: *i*) ensino fundamental, 0,83%; *ii*) ensino secundário, 1,59%; e *iii*) ensino superior, 2,44%.

Uma avaliação para um período mais longo foi realizado por Blom *et al.* (2001). As estimativas foram realizadas com os dados da PNAD, para o período 1982 a 1998. O principal resultado é que os autores encontram uma mudança neste período, o qual favoreceu a convexidade dos retornos, ou seja, tornaram-se crescentes. Segundo os mesmos, enquanto as taxas médias de retornos caíram para o primário em 26%, para o ginásio em 35%, para o secundário em 8%, a terciária aumentou 24%. Portanto, segundo os autores, houve uma mudança estrutural nas taxas de retorno da escolaridade no período.

O efeito de taxas de retornos crescentes para a escolaridade foi testado para vários países, incluindo o Brasil, com o objetivo de construir suas respectivas funções de capital humano, por Dias e McDermott (2003).⁴ Utilizando microdados do *World Values Survey* (WVS) para o Brasil, foi estimada uma *spline-function* com *threshold effect*, em que os retornos crescentes de escala estariam presentes a partir do término do ensino fundamental. A taxa média de retorno estimada para o Brasil aumentaria em 31% com o acesso à educação de nível superior. O retorno social para os países, em termos de efeito no crescimento da produtividade, ocorreria a partir de 4,5 anos de escolaridade. Ou seja, escolaridade média abaixo do ponto barreira, *threshold*, resultaria em retornos constantes e a partir deste, crescentes. Portanto, um esforço coletivo levaria a ganhos sociais crescentes a partir do *threshold effect*.

Paralelo a esses estudos, temos o desenvolvimento daqueles que utilizam o conceito de Taxa Interna de Retorno (TIR). O artigo de referência inicial é Langoni (1974), que teve por base os dados do censo de 1970. A retomada da TIR se pauta no argumento de que, o cálculo dessa técnica recente seria mais apropriado para refletir o retorno da escolaridade, enquanto que os coeficientes mincerianos deveriam ser interpretados como preços marginais da educação. A TIR somente pode ser obtida se forem considerados os custos da educação. Como regra, o cômputo dos custos da educação são considerados, pois se inclui a participação destes na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF). Os estudos recentes para o Brasil, utilizando tal técnica são Holanda-Filho e Pessoa (2008) e Moura (2008). No entanto, vamos concentrar nossa análise no último, que estimou ambos os coeficientes, TIR e Minceriano, para os dados da PNAD, no período de 1992 a 2004. Para ambas as especificações, as regressões consideram a correção

⁴ A principal motivação para o estudo foi que, a construção da função capital humano dos países estava baseada na média de retornos de todos os países disponíveis, conforme Hall e Jones (1999), e não individualmente. A técnica utilizada foi de regressões truncadas devido às limitações dos dados.

de viés de seleção, caso ocorra a opção de não participação no mercado de trabalho pela existência de um salário reserva. Os testes rejeitaram a especificação linear Minceriana em favor da TIR não linear. Os retornos estimados, por exemplo, para o ano 2004 confirmou que o acesso do ensino fundamental sobre o primário aumenta em 6,24% o retorno, o secundário sobre o ensino fundamental em 10,25% e o superior para o ensino secundário, ou médio, em 13,48% na especificação não linear. Portanto, existem retornos crescentes de escala.

Os estudos com correções de potenciais vieses de seleção, que usam como técnica a desenvolvida por Heckman *et al.* (1996) para o Brasil, iniciaram com o trabalho de Kassouf (1994; 1998). As taxas de retornos em renda obtidas foram 8,5% para o sexo feminino e 7,2% para o masculino, no primeiro estudo. No estudo de 1998, ao considerar a seleção para o setor formal e informal, as taxas diferem completamente, para o masculino no setor formal, 19,1%, e informal, 6,2%; para o sexo feminino no setor formal, a taxa de retorno sobe para 21,9% e, no informal, para 14,5%. Esses estudos têm em comum o uso da base de dados da Pesquisa Nacional da Saúde e Nutrição e a função Minceriana linear.

Os trabalhos posteriores, utilizando a mesma forma de correção de viés de seleção e estimando coeficientes lineares, foram realizados por Loureiro e Galvão (2001), Sachsida *et al.* (2004), Resende e Wyllie (2006), entre outros.⁵ Aqui, nos concentramos no último trabalho, pois faz uma excelente revisão dos trabalhos anteriores e inova ao utilizar uma base de dados diferenciada, que é a Pesquisa Sobre Padrão de Vida, além de estimar a forma não linear. Os resultados mostram que as taxas de retornos corrigidas para o sexo masculino e o feminino foram 12,6% e 15,9%, respectivamente. Os retornos foram decrescentes para ambos os gêneros.

Os estudos para Estados específicos usando a correção proposta por Heckman destacam os trabalhos de Sachsida *et al.* (2004), Sampaio (2007) e Van Zaist *et al.* (2008), que utilizam dados da PNAD para o Estado do Paraná, porém com períodos diferentes. Para efeito de simplificação, comparamos somente os resultados dos primeiros e últimos autores. No caso dos primeiros, as taxas de retorno passam de 12,8% por ano no primário, para ligeiramente acima de 14,0% para os níveis ensino fundamental em diante. Esse efeito *threshold* somente é observado na passagem do ensino secundário para o terciário nos últimos autores, em que a taxa de retorno do secundário é 11% e o do nível superior, 40%. Ambos os trabalhos indicam a existência de retornos crescentes, mas que não foram devidamente exploradas em seus estudos.

Em geral, os estudos que obtiveram retornos crescentes não consideraram a questão do viés de seleção. Os que consideraram os vieses de seleção, não abordaram o aspecto de retornos crescentes, ou seja, ou estimaram a função Minceriana linear na escolaridade ou não fizeram testes específicos para testar os retornos. Somados a esses aspectos, observamos a falta de estudos que abordam os Estados especificamente. Portanto, nosso objetivo é estimar os coeficientes Mincerianos para o Brasil, Estados e sexos, considerando as potencialidades de vieses de seleção através do modelo de Heckman (1974, 1979). Para tanto, desenvolvemos o modelo teórico a seguir, que nos permite obter os coeficientes marginais de retornos para a educação formal, que é a interpretação mais adequada para os coeficientes de retorno da escolaridade.

3. O Modelo Teórico de Trostel com Retornos de Escala para a Escolaridade

A literatura que estuda crescimento econômico visa explicitar o comportamento do capital humano nas diversas regiões do mundo. Trostel (2004) examina a suposição dos retornos constantes de escala na produção de capital humano, contido nas teorias de crescimento endógeno.⁶ O autor evidencia que este crescimento é explicado pela acumulação de capitais, inclusive capital humano de forma constante. No entanto, não há evidências empíricas ou intuitivas que confirmem essa suposição.

Segundo Trostel (2004), embora os retornos constantes na prestação de serviços educacionais (ou seja, ensino) sigam uma replicação padrão, isso não implica necessariamente retornos constantes na

⁵ Entre outros trabalhos destacamos os realizados por Soares e Gonzaga (1999) e Ueda e Hoffman (2002). O Primeiro artigo utilizou *switching-regressions* para obter o coeficiente de retorno da escolaridade; e o segundo de variáveis instrumentais como forma de minimizar os efeitos de vieses de seleção.

⁶ Veja uma excelente revisão do papel de se considerar o capital humano constante ou crescente em Dias e McDermott (2003) e Dias e Dias (2008) nos modelos de crescimento endógeno.

produção de capital humano. O capital humano é consubstanciado nos indivíduos, quanto maior o tempo que os indivíduos gastam com a escolaridade, maior é sua contribuição para a produção, por isso, a interpretação de que os retornos são constantes não se aplicam. Assim, com o objetivo de corrigir esse entendimento, o autor constrói um modelo para mostrar que os retornos de escala na produção de capital humano podem ser inferidos a partir de uma taxa marginal de retorno à educação. O formato da função criada segue os retornos de escala, a partir de insumos que podem ser acumulados, em relação à produção de capital humano.

Inicialmente, o modelo define o capital humano de modo que este aumenta linearmente a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, o índice do salário, w , conforme segue:

$$(1) \quad w = rH$$

Em que r é a taxa de aluguel do capital humano, H . A acumulação de capital humano é assumida pela função de produção:

$$(2) \quad \frac{dH_t}{dt} = \varphi X_t^\alpha Y_t^\gamma H_t^\delta$$

Na qual t é o instante de tempo; X é o investimento em capital humano; Y representa os bens e serviços (*i.e.* os serviços dos professores, capital físico, etc.) necessários para formar capital humano, ou seja, insumos incorporados em capital humano; φ é o parâmetro de produtividade (ou capacidade de aprendizagem); e α , γ e δ são as elasticidades do retorno. Como depreciação do capital humano não prejudica nenhuma das análises, então esta é ignorada.

A condição de primeira ordem para fins de produção ótima pode ser utilizada para substituir Y de forma a diminuir as variáveis da função de produção (HALEY, 1976). Assim, a equação (2) torna-se:

$$(3) \quad \frac{dH_t}{dt} = \theta X_t^{\alpha+\gamma} H_t^{\gamma+\delta}$$

Sendo $\theta \equiv \varphi \left(\frac{\gamma r}{\alpha p} \right)^\gamma$, e p é o preço de Y .

Ainda, Trostel (2004) ressalta que o único dado relativo a insumos de indivíduos na produção de capital humano são anos de escolaridade. Se cada ano de estudo em tempo integral (escolaridade) é assumido para formar uma produção igual, então X é uma constante durante a escolaridade e a função de produção pode ser mais simplificada. Em particular, esta definição resulta em uma função de produção de capital humano do tipo:

$$(4) \quad \frac{dH_t}{dt} = \theta H_t^{\gamma+\delta} \text{ para } 0 < t < S$$

Em que S é o número de anos acumulados de escolaridade. Neste caso, a equação (4) é uma Bernoulli, com coeficientes constantes, e a solução para a equação é:

$$(5) \quad H_s = \begin{cases} H_0 e^{\theta S} \\ \left(H_0^{1-\sigma} + (1-\sigma)\theta S \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \end{cases} \quad \text{se } \sigma = 1 \text{ e } \sigma \neq 1$$

Na qual $\sigma \equiv \gamma + \delta$, H_s é a escolaridade final do indivíduo e H_0 é o capital humano antes da escolaridade. Substituindo a equação (5) na equação (1) e transformando o logaritmo dos rendimentos:

$$(6) \quad \ln(w) = \begin{cases} \ln(r) + \ln(H_0) + \theta S \\ \ln(r) + (1-\sigma)^{-1} \ln(H_0^{1-\sigma} + (1-\sigma)\theta S) \end{cases} \quad \text{se } \begin{cases} \sigma = 1 \\ \sigma \neq 1 \end{cases}$$

A variável $\ln(w)$ é o logaritmo da taxa de aluguel do capital humano, ou salário real, e $\ln(H_0)$ é o logaritmo do estoque de capital humano inicial, antes da escolaridade.

O modelo desenvolvido é considerado pelo autor uma extensão não-linear da equação padrão de salário de Mincer (1981):

$$(7) \quad \ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 S_i^2 + \beta_3 S_i^3 + \beta'_x X_i + \varepsilon_i$$

Em que X é um vetor de variável controle (um polinômio de quarta ordem em experiência potencial, e *dummies* de país e ano). A estimativa da taxa marginal de retorno de educação, ρ , é:

$$(8) \quad \hat{\rho}(S) = \hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2 S + 3\hat{\beta}_3 S^2$$

E a hipótese nula é:

$$(9) \quad \frac{\partial^2 \ln(w)}{\partial S^2} = \frac{\partial \hat{\rho}}{\partial S} = 2\hat{\beta}_2 + 6\hat{\beta}_3 S = 0$$

Nesse caso, se $\partial \hat{\rho} / \partial S > 0$ (ou < 0), o resultado indica aumento (ou diminuição) das taxas de retorno de escolaridade. Os coeficientes estimados sobre a educação são polinômios, juntamente com a taxa marginal de retorno implícita e sua mudança para vários anos de escolaridade. Os cálculos desses coeficientes se darão de acordo com o modelo de Heckman (1974, 1979), que será explicado na próxima seção.

4. Metodologia Empírica para a Medição das Taxas de Retorno da Escolaridade no Salário

A metodologia consiste no cálculo da decomposição do diferencial entre salários, por hora trabalhada, com ênfase no sexo dos trabalhadores brasileiros, masculino ou feminino. Os cálculos utilizam microdados da PNAD, realizado pelo Instituto de Pesquisa de Geografia e Estatística (IBGE), no ano de 2007. Para este cálculo será necessário estimar a equação Minceriana, conforme estudos de Trostel (2004), com a correção do viés de seleção das informações dos salários (HECKMAN, 1974, 1979).

4.1. Método de Heckman para as Taxas de Retorno da Escolaridade

Para analisar os retornos da educação, somente indivíduos que possuam rendimento são considerados. No entanto, a escolha não descarta a hipótese de que a amostra seja viesada. Por isso, Heckman (1974, 1979) assinala que a estratégia de demanda por emprego implica que o indivíduo concorde ou não em participar do mercado de trabalho, ou seja, ele só aceitará trabalhar por um salário acima do custo de oportunidade (salário de reserva). Em relação à variável resposta, $\ln(\text{salário/hora})$, em pesquisas como a PNAD, as informações coletadas são fornecidas por pessoas que tinham trabalho no ano da pesquisa (2007), isto é, os salários observados estão relacionados com a decisão de o indivíduo trabalhar ou não naquele ano.

Diante disso, a desatenção para tal fato implica que as estimativas obtidas pelos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) da equação Minceriana sejam tendenciosas, em decorrência do viés de seleção amostral, uma vez que grupos que adotam regras distintas são analisados de forma semelhante. Em seus trabalhos, Heckman (1974, 1979) mostrou o problema e apresentou uma solução que pode ser utilizada não apenas para pesquisas amostrais, e apontou duas razões que podem causar viés de seleção de amostral: (1) em virtude da escolha dos indivíduos, ou (2) devido ao desenho amostral da pesquisa.

Com base nos dados da PNAD, a proposta incorpora um efeito na modelagem que visa corrigir o viés de seleção amostral dos salários para os indivíduos. No entanto, antes de adotar esta correção se faz necessário considerar os pesos nas estimações a serem realizadas, com o objetivo de expandir a amostra, ou seja, considerar o indivíduo segundo sua representação da população. Tal procedimento proporciona maior confiabilidade aos resultados, uma vez que aumenta o tamanho da amostra.

De acordo com o modelo proposto, a variável inicial a ser explicada é a escolha: trabalhar ou não trabalhar. Ao escolher entre trabalhar ou não, admite-se que o indivíduo avalie os ganhos e/ou perdas do emprego. As variáveis responsáveis por essa tomada de decisão, não são diretamente observadas para cada indivíduo i . Com isso, é possível determinar y^* como uma preferência oculta (não observável), que vai definir a probabilidade de que o indivíduo aceite ou não o trabalho:

$$(10) \quad y_i^* = \beta_i x_{ik} + \mu_i$$

Sendo que x_i representa um conjunto de variáveis explicativas relacionadas ao trabalhador i e β_i mede o efeito de uma mudança em x_i sobre y^* . Como não é possível observar y^* , uma variável *dummy* é utilizada, em que 1 representa o indivíduo i que está trabalhando e 0 caso contrário.

Ainda, uma interpretação relevante é que a variável oculta, também conhecida como variável latente, e os seus efeitos marginais têm somente significado ordinal e não cardinal, pois a variável determina que, quanto maior o valor de y^* , maior será a probabilidade de o indivíduo trabalhar.

Após a estimativa do modelo *probit*, o segundo passo para aplicar o método de Heckman (1979) consiste em estimar a equação de rendimentos:

$$(11) \quad W_i = \delta Z_i + \varepsilon_{1i}$$

Em que W é o logaritmo do salário, Z é o vetor das características pessoais, δ é o conjunto de parâmetros e ε é o vetor de erros aleatórios.

Diante disso, o viés de seleção amostral pode ser descrito conforme as seguintes relações:

$$(12) \quad E[W_i | Z_i, y_i = 1] = \delta Z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i]$$

Dado que:

$$(13) \quad E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \frac{\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \times \frac{\Theta(\beta x_i)}{\Phi(\beta x_i)}$$

Na qual Θ é a função de densidade de probabilidade e Φ é a função de distribuição acumulada. Na equação (12), verifica-se que os parâmetros são viesados, dado que a expectativa matemática na equação (13) não pode ser zero. Assim, o viés de seleção ocorre quando $\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$.

Substituindo parte da equação (13) por ϕ , resulta:

$$(14) \quad E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \phi \lambda$$

Em que: $\lambda = \frac{\Theta(\beta x_i)}{\Phi(\beta x_i)}$

Heckman (1974) verificou que ao estimar os parâmetros β e μ_i na equação de seleção, era possível construir λ ⁷, que representa uma variável explicativa na equação de salários, de acordo com a equação:

$$(15) \quad W_i = \delta Z_i + \frac{\Theta(\beta x_i)}{\Phi(\beta x_i)} \phi$$

Ou ainda,

$$(15') \quad W_i = \delta Z_i + \lambda \phi$$

Portanto, os salários dependem das características pessoais dos agentes (Z_i), do conjunto de parâmetros (δ), da razão entre a covariância da média salarial e fatores aleatórios e o desvio desta média, (ϕ), dada a preferência oculta (y_i) desse agente em trabalhar, além das características da distribuição comportamental dessas variáveis (λ), o ambiente em que está inserido.

4.2. Base de Dados

As pesquisas domiciliares iniciaram no Brasil em 1967 com a criação da PNAD (IBGE, 2007). Esta pesquisa tem como objetivo coletar informações que possam difundir o grau de desenvolvimento sócio-econômico brasileiro. A pesquisa é realizada em todo país e está separada em pesquisas por domicílios e por pessoas. A PNAD é uma pesquisa anual, com desenho de amostragem complexa, que necessita de um tratamento de inferência para permitir a estimação de valores de uma variável selecionada e avaliar o grau de precisão das estimativas, por isso é de extrema importância a incorporação do plano amostral nos procedimentos de inferência (CARVALHO, 2005).

A razão para incorporação do plano amostral é que os pesos podem ser usados para proteger a amostra contra planos amostrais não ignoráveis, o que poderia introduzir ou causar vícios e má especificação do modelo (SILVA *et al.*, 1998). Aqui, o método adotado aplica a estimativa de variâncias diferenciadas com base linear nos pesos. A seleção da amostra utilizou apenas dois filtros: homens e mulheres, e faixa etária entre 18 e 64 anos, analisados separadamente para cada Estado.

⁷ Variável conhecida como lambda, que representa o inverso da razão de Mill e servirá para corrigir o problema de inconsistência da amostra, e então, os parâmetros consistentes poderão ser estimados (ROCHA; CAMPOS, 2007).

4.3. Análise Empírica dos Resultados

Esta seção apresentará os resultados econométricos obtidos com a aplicação da metodologia descrita. Para isso, será utilizada uma extensão não-linear da equação padrão de salário Minceriana com as interações⁸ do método de Heckman (1979):

$$(16) \quad \ln(w) = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 S^2 + \beta_3 S^3 + \beta_4 (Exp) + \beta_5 (Exp)^2 + \beta_6 (S \times dformal) + \beta_7 (S \times dSind) + \beta_8 (S \times S) + \beta_9 (S \times Exp^2) + \varepsilon$$

Sendo que, $\ln(w)$ representa o logaritmo neperiano do salário/hora mensal; β_0 a constante; S a escolaridade; Exp experiência⁹; $dformal$ uma variável *dummy* que assume 1 para trabalhadores que pertencem ao setor formal e 0, caso contrário; $dSind$ uma variável *dummy* que assume 1 para trabalhadores sindicalizados e 0, caso contrário; e ε representa o resíduo da estimativa.

Seguindo os estudos discutidos, este trabalho utilizou várias especificações diferentes com o objetivo de testar o efeito das variáveis explicativas na renda dos indivíduos. Este processo se fez necessário, uma vez que, a renda de um indivíduo não depende apenas do seu nível de escolaridade, mas também de sua experiência, de seu trabalho ocorrer no setor formal ou não, e se tem filiação em sindicato ou não.

Os resultados das tabelas dispostas em anexo indicam estimativas para a equação de seleção de Heckman, para o sexo masculino e feminino no Brasil e nos Estados. O teste estatístico ρ ¹⁰, que aponta a existência de viés de seleção amostral em todas as especificações, se mostrou estatisticamente significativo. Isso implica que a utilização do método de Heckman atingiria coeficientes mais confiáveis do que o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Além disso, as estimativas da variável $dformal$ não foram estatisticamente significativas em algumas regressões.¹¹ Uma explicação plausível é que nesses Estados, a interação entre as variáveis $dformal$ e $dSind$ pode estar causando a existência de multicolinearidade entre as variáveis. A Tabela 1 apresenta os resultados para o Brasil como um todo. Nas tabelas a seguir, as variáveis apresentadas nas colunas representam o seguinte: Anos S (anos de escolaridade); ∂p é a taxa de retorno da escolaridade calculada; e $\partial p / \partial S$ é taxa marginal dos anos de escolaridade estimada.

TABELA 1 - Retorno da Escolaridade no Brasil¹² para Homens e Mulheres em 2007

Brasil			Brasil - Masculino			Brasil - Feminino		
Anos S	∂p	$\partial p / \partial S$	Anos S	∂p	$\partial p / \partial S$	Anos S	∂p	$\partial p / \partial S$
8.7	0.118	0.021	8.9	0.198	0.017	8.4	0.161	0.020
4	0.079	-0.004	4	0.164	-0.003	4	0.118	-0.001
8	0.105	0.017	8	0.184	0.014	8	0.154	0.018
11	0.181	0.033	11	0.244	0.026	11	0.230	0.033
16	0.415	0.060	16	0.428	0.047	16	0.454	0.057
@	4.81		@	4.76		@	4.17	

FONTE: Elaboração própria a partir de micro dados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a idade em que a taxa marginal de retorno da escolaridade torna-se crescente;

⁸ Mais detalhes podem ser vistos em Van Zaist *et al.* (2008) e Sachsida *et al.* (2004).

⁹ Seguindo a literatura, a variável foi calculada da seguinte forma: $Exp = Idade - escolaridade - 6$. Em que o número 6 se refere à idade em que o indivíduo inicia os estudos.

¹⁰ Verifica a existência de correlação serial entre a equação salário e a equação de seleção. Diferentemente de alguns autores, que utilizam o λ para verificar se existe viés de seleção amostral, este trabalho usará o ρ (coeficiente de correlação) para a análise.

¹¹ Esses resultados ocorreram nos Estados de Roraima, Pará, Piauí, Ceará, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Mato Grosso, para o sexo masculino, e todos os Estados para o sexo feminino, exceto Maranhão.

¹² Devido ao alto viés nas amostras do Distrito Federal, esta unidade não foi incorporada nas estimativas brasileiras.

Note que, as estimativas das equações foram suprimidas, estas permitem realizar cálculos de forma contínua para os diferentes níveis de escolaridade a partir de 1 ano. Além do que remetemos para o apêndice os resultados dos Estados, que são apresentados de maneira similar ao nacional da Tabela 1.

Sem dúvida, o maior resultado é que as taxas de retornos Mincerianas da educação formal no Brasil apresentam-se como crescentes. Estes retornos crescentes iniciam a partir dos 4,8 anos de escolaridade no geral, sendo a partir de 4,76 anos para o masculino e 4,17 para o feminino. Este *threshold effect* foi estimado em nível internacional como sendo 4,5 anos de escolaridade em Dias e McDermott (2003). As taxas de retornos marginais estão medidas na terceira coluna da tabela.

De acordo com a Tabela 1, a taxa de retorno atual do Brasil que têm na amostra uma média de escolaridade de 8,7 anos é de 11,8% no geral, 19,8% para o masculino (8,9 anos) e 16,1% feminino (8,4 anos). As taxas de retorno diferenciadas entre sexo masculino e feminino pode refletir questões de qualidade.

Os demais resultados da tabela foram divididos em grupos, apresentando os resultados para níveis equivalentes ao da literatura. Assim, a taxa de retorno da escolaridade de 4 anos para o Brasil é de 7,9% no geral, para o masculino 16,4% e o feminino 11,8%. Para o ensino fundamental, representado por 8 anos de escolaridade, e que está próximo à média nacional, foram as seguintes: 10,5% em nível nacional, 18,4% masculino e 15,4% o feminino. O nível secundário gera uma taxa de retorno de 18,1%, sendo que o masculino 24,4% e feminino 23,0%. Completar o nível superior, ou seja, a partir de 16 anos de escolaridade os ganhos elevam em média 41,5%, sendo 42,8% no masculino e 45,4% no feminino.

Outra implicação dos ganhos da escolaridade para a sociedade como um todo está na incorporação maior do trabalho do sexo feminino, que poderá resultar em ganhos reais salariais maiores que os do sexo masculino no futuro. Mas, sem dúvida, a implicação está nos ganhos potenciais a serem realizados para a sociedade com o acesso ao nível superior. Dias *et al.* (2009) fez medidas deste ganho potencial social para diversos países do acesso a nível de educação superior, como sendo da ordem de 25% o retorno social em termos de crescimento da produtividade. Portanto, tais estimativas, em conjunto aos Estados, mais que justificam uma política de acesso à educação para níveis superiores, visando aproveitar ao máximo os ganhos a serem realizados.

Nas Tabelas 2 e 3, procuramos dividir os Estados por região, iniciando pela região Norte e Nordeste para o sexo masculino e feminino. O destaque é para o Estado do Amapá que apresenta retornos crescentes com menos de um ano de estudo, isto é, os homens deste Estado possuem ganhos adicionais ao salário reserva, apenas pelo fato de serem alfabetizados. No entanto, os retornos marginais crescentes para o sexo masculino ocorrem somente a partir de 6,6 anos de escolaridade no Maranhão.

TABELA 2- Retorno da Escolaridade das Regiões Norte e Nordeste para o Sexo Masculino

Acre			Amapá			Amazonas			Pará		
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$
7.6	0.072	0.007	8.4	0.081	0.014	8.8	0.034	0.003	7.9	0.172	0.015
4	0.069	-0.006	4	0.037	0.006	4	0.025	0.000	4	0.159	-0.008
8	0.075	0.009	8	0.075	0.013	8	0.031	0.003	8	0.166	0.016
11	0.118	0.020	11	0.123	0.019	11	0.042	0.005	11	0.217	0.034
16	0.26	0.037	16.0	0.230	0.020	16	0.070	0.007	16	0.340	0.060
@	5.5		@	0.6		@	3.3		@	5.3	
Rondônia			Roraima			Tocantins			Alagoas		
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$
7.7	0.030	0.003	8.7	0.075	0.017	7.6	0.087	0.005	7.8	0.068	0.008
4	0.052	-0.015	4	0.044	-0.003	4	0.091	-0.008	4	0.087	-0.018
8	0.032	0.004	8	0.064	0.014	8	0.089	0.007	8	0.069	0.009
11	0.066	0.019	11	0.124	0.026	11	0.126	0.018	11	0.125	0.029
16	0.22	0.042	16	0.300	0.047	16	0.250	0.035	16	0.240	0.061
@	7.1		@	4.7		@	6.1		@	6.6	
Bahia			Ceará			Maranhão			Paraíba		
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$
7.6	0.104	0.014	7.8	0.091	0.009	6.7	0.070	0.001	6.6	0.057	0.008
4	0.091	-0.006	4	0.086	-0.005	4	0.096	-0.019	4	0.052	-0.005
8	0.109	0.015	8	0.098	0.012	8	0.076	0.010	8	0.072	0.014
11	0.179	0.031	11	0.152	0.024	11	0.138	0.031	11	0.136	0.029
16	0.310	0.058	16	0.30	0.058	16	0.272	0.067	16	0.266	0.052
@	5.1		@	5.1		@	6.6		@	5.0	
Pernambuco			Piauí			Rio Grande do Norte			Sergipe		
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$
7.8	0.106	0.016	6.3	0.085	0.005	7.3	0.091	0.009	7.4	0.079	0.011
4	0.080	-0.003	4	0.079	0.000	4	0.086	-0.005	4	0.066	-0.003
8	0.108	0.016	8	0.097	0.009	8	0.098	0.012	8	0.086	0.013
11	0.178	0.031	11	0.135	0.016	11	0.152	0.024	11	0.144	0.025
16	0.310	0.054	16	0.21	0.028	16	0.260	0.045	16	0.259	0.046
@	4.5		@	4.0		@	5.2		@	4.7	

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente

Os retornos marginais para o sexo feminino nessas regiões ocorrem bem mais tarde. O Estado onde estes retornos se iniciam com menor grau de escolaridade é a Bahia com 6,6 anos. E o que mais tardiamente ocorre é no Amazonas, com 10,5 anos. Se compararmos tais taxas com a escolaridade média feminina nos Estados da região Norte e Nordeste, se observa que 50% dos Estados ainda estão abaixo dessa faixa, ou seja, esses ganhos marginais ainda estão para serem realizados.

A Tabela 4 e a Tabela 5 apresentam o comportamento das taxas de retorno da escolaridade nos salários para a região Centro Oeste. Note que o Distrito Federal não faz parte da análise, pois seus resultados não apresentaram estimativas significativas, devido à alta presença de servidores públicos federais. Novamente a característica marcante é o diferencial entre sexo masculino e feminino quanto à realização de ganhos marginais crescentes também presente na região Centro Oeste. Em quase todos os Estados o sexo feminino necessita de quase o dobro de escolaridade para atingir estes ganhos.

TABELA 3 - Retorno da Escolaridade das Regiões Norte e Nordeste para o Sexo Feminino

Acre			Amapá			Amazonas			Pará		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.5	0.144	-0.009	9.2	0.098	-0.001	9.1	0.170	-0.005	8.8	0.196	0.002
4	0.278	-0.050	4	0.279	-0.068	4	0.244	-0.024	4	0.208	-0.007
8	0.150	-0.014	8	0.109	-0.017	8	0.178	-0.009	8	0.196	0.000
11	0.149	0.013	11	0.114	0.021	11	0.167	0.002	11	0.205	0.006
16	0.32	0.05	16	0.374	0.083	16	0.219	0.019	16	0.250	0.014
@	9.5		@	9.3		@	10.5		@	7.7	
Rondônia			Roraima			Tocantins			Alagoas		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.3	0.164	-0.009	9.5	0.182	0.014	8.8	0.177	0.008	6.9	0.124	-0.011
4	0.265	-0.038	4	0.286	-0.052	4	0.203	-0.018	4	0.202	-0.043
8	0.167	-0.011	8	0.174	-0.004	8	0.173	0.003	8	0.118	0.000
11	0.163	0.009	11	0.216	0.032	11	0.207	0.019	11	0.167	0.033
16	0.288	0.041	16	0.520	0.092	16	0.371	0.046	16	0.299	0.086
@	9.6		@	8.3		@	7.4		@	7.9	
Bahia			Ceará			Maranhão			Paraíba		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.3	0.185	0.006	8.5	0.167	0.000	7.7	0.158	-0.013	7.5	0.131	-0.011
4	0.193	-0.010	4	0.200	-0.014	4	0.265	-0.044	4	0.221	-0.040
8	0.183	0.005	8	0.168	-0.002	8	0.155	-0.011	8	0.127	-0.007
11	0.214	0.016	11	0.176	0.007	11	0.160	0.014	11	0.144	0.018
16	0.281	0.033	16	0.20	0.022	16	0.207	0.056	16	0.210	0.060
@	6.6		@	8.6		@	9.2		@	8.8	
Pernambuco			Piauí			Rio Grande do Norte			Sergipe		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.5	0.183	0.006	7.5	0.177	-0.003	8.1	0.142	0.006	8.2	0.197	-0.008
4	0.223	-0.024	4	0.212	-0.017	4	0.199	-0.034	4	0.266	-0.025
8	0.181	0.003	8	0.176	0.000	8	0.141	0.005	8	0.198	-0.008
11	0.219	0.023	11	0.194	0.012	11	0.199	0.034	11	0.192	0.004
16	0.310	0.055	16	0.24	0.033	16	0.338	0.080	16	0.201	0.025
@	7.5		@	8.0		@	7.5		@	10.0	

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente

TABELA 4 - Retorno da Escolaridade da Região Centro Oeste para o Sexo Masculino

Goiás			Mato Grosso			Mato Grosso do Sul		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.3	0.086	0.011	7.7	0.048	0.006	8.5	0.085	0.019
4	0.078	-0.007	4	0.051	-0.008	4	0.060	-0.008
8	0.082	0.010	8	0.049	0.007	8	0.076	0.016
11	0.130	0.022	11	0.086	0.018	11	0.151	0.034
16	0.220	0.042	16	0.16	0.035	16	0.303	0.064
@	5.7		@	6.1		@	5.3	

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente

TABELA 5 - Retorno da Escolaridade da Região Centro Oeste para o Sexo Feminino

Goiás			Mato Grosso			Mato Grosso do Sul		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8.9	0.093	-0.009	8.3	0.089	-0.022	8.9	0.084	-0.003
4	0.282	-0.068	4	0.240	-0.048	4	0.287	-0.080
8	0.106	-0.020	8	0.096	-0.024	8	0.093	-0.017
11	0.100	0.016	11	0.051	-0.006	11	0.112	0.030
16	0.144	0.076	16	0.03	0.024	16	0.213	0.107
@	9.6		@	12		@	9.1	

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente

Nas regiões Sul e Sudeste, conforme Tabela 6 e Tabela 7, os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentam médias de escolaridade mais altas do que outros Estados das demais regiões do país. O Estado de Santa Catarina se destaca ao apresentar retornos iniciais para o sexo masculino a partir de 4 anos de escolaridade. O resultado do Rio de Janeiro surpreendeu ao apresentar tal retorno somente a partir de 9,6 anos. Mas existe uma explicação plausível. Tivemos que desconsiderar da amostra os funcionários públicos, pois sua inclusão não permitia obter estabilidade nos coeficientes da regressão. Uma possível explicação ainda é a alta concentração de órgão públicos federais no Estado.

TABELA 6 - Retorno da Escolaridade das Regiões Sudeste e Sul para o Sexo Masculino

Espírito Santo			Minas Gerais			Rio de Janeiro			São Paulo		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
8,5	0,093	0,032	8,4	0,098	0,005	9,7	0,180	0,000	9,7	0,129	0,052
4	0,026	-0,003	4	0,104	-0,008	4	0,276	-0,034	4	0,025	-0,016
8	0,078	0,028	8	0,096	0,004	8	0,188	-0,010	8	0,057	0,032
11	0,198	0,052	11	0,122	0,013	11	0,185	0,008	11	0,207	0,068
16	0,47	0,083	16	0,17	0,028	16	0,207	0,038	16	0,511	0,128
@	4,3		@	6,6		@	9,6		@	5,3	

Paraná			Santa Catarina			Rio Grande do Sul		
Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$	Anos S	$\partial \hat{\rho}$	$\partial \hat{\rho} / \partial S$
9,1	0,082	0,007	9,2	0,127	0,016	9,1	0,129	0,022
4	0,084	-0,008	4	0,086	0,000	4	0,080	-0,003
8	0,076	0,004	8	0,110	0,012	8	0,108	0,016
11	0,102	0,013	11	0,160	0,021	11	0,178	0,031
16	0,157	0,028	16	0,250	0,036	16	0,318	0,054
@	6,6		@	4		@	4,5	

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente.

TABELA 7 - Retorno da Escolaridade das Regiões Sudeste e Sul para o Sexo Feminino

Espírito Santo			Minas Gerais			Rio de Janeiro			São Paulo		
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$
9	0,233	0,006	8,8	0,151	0,001	9,4	0,184	0,025	9,8	0,219	0,007
4	0,235	-0,006	4	0,270	-0,051	4	0,118	-0,001	4	0,302	-0,035
8	0,229	0,003	8	0,154	-0,008	8	0,154	0,018	8	0,218	-0,006
11	0,249	0,010	11	0,179	0,025	11	0,230	0,033	11	0,232	0,015
16	0,29	0,022	16	0,271	0,078	16	0,380	0,056	16	0,286	0,052
@	6,6		@	8,7		@	4,1		@	8,8	

Paraná			Santa Catarina			Rio Grande do Sul			
Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	Anos S	$\partial \rho^{\wedge}$	$\partial \rho^{\wedge} / \partial S$	
9,2	0,102	-0,008	9,3	0,096	-0,012	9,4	0,153	-0,008	
4	0,315	-0,074	4	0,330	-0,076	4	0,282	-0,040	
8	0,121	-0,023	8	0,122	-0,028	8	0,170	-0,016	
11	0,108	0,015	11	0,092	0,008	11	0,149	0,002	
16	0,140	0,077	16	0,096	0,068	16	0,141	0,031	
@	9,8		@	10,3		@	10,6		

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007

NOTA: @ é a média de idade em que a escolaridade torna-se crescente

Outro fato relacionado com o sexo feminino na região Sul (Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul) é que se obtêm retornos crescentes apenas a partir de uma escolaridade muito próxima de 10 anos. Enquanto que no Rio de Janeiro, estes ganhos começam ligeiramente acima de 4 anos de escolaridade, ou seja, primário completo.

5. Considerações Finais

Neste estudo, duas lacunas na literatura nacional sobre estimativas de retornos da educação formal foram abordadas. O primeiro refere-se aos retornos serem ou não crescentes; e a segunda, denota-se a ampliação desta medida para os Estados brasileiros distinguindo o sexo masculino e feminino. A necessidade de se estimar um modelo não linear Minceriano deveu-se a constatações na literatura nacional. Além disso, demonstrou-se que o modelo de Trostel (2004) parece ser adequado para atingir os objetivos, especialmente quando estimado para superar potenciais vieses de seleção da amostra.

Como resultado geral, as taxas de retornos marginais da educação formal no Brasil se iniciam a partir de 4,8 anos de escolaridade, e, em todos os Estados, já estão ocorrendo retornos crescentes quando consideramos suas médias de escolaridade. Em outras palavras, isso significa que os Estados possuem ganhos atuais que serão ainda mais crescentes com o acesso cada vez maior da população a níveis superiores da educação. Em resumo, estes já ultrapassaram o denominado *threshold effect* de Dias e McDermott (2003) e Dias *et al.* (2009), a partir do qual se obtêm impactos crescentes nas taxas de crescimento advindos do capital humano das economias.

A extensão natural deste trabalho é a investigação por setores desses retornos, para se descobrir a origem dos ganhos de escala. Resultados bastante preliminares sugerem o setor de comércio e serviços, sendo os demais de retornos constantes.

6. Referências

- BECKER, G.; MURPHY, K.; TAMURA, R. Human capital, fertility, and economic growth. *Journal of political Economy*, p. 12-37, 1990.
- BILS, M.; KLENOW, P. Does schooling cause growth? *American Economic Review*, p. 1160-1183, 2000.
- BLOM, A.; HOLM-NIELSEN, L.; VERNER, D. Education, Earnings, and Inequality in Brazil, 1982-1998: Implications for Education Policy. *Peabody Journal of Education*, v. 76, n. 3, p. 180-221, 2001.
- CARPENA, L.; DE OLIVEIRA, J. *Estimativa de estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2002.
- CARVALHO, A P, Decomposição do Diferencial de Salários no Brasil em 2003: Uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em Pesquisas Amostrais Complexas, *Dissertação de Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais*, ENCE/IBGE, Rio de Janeiro, 2005
- DIAS, J.; MCDERMOTT, J, Aggregate Threshold Effects and the Importance of Human Capital in Economic Development, *Anais da Sociedade Brasileira de Econometria, XXV Encontro Brasileiro de Econometria*, Porto Seguro-BA, 2003
- DIAS, J.; DIAS, M, H, A, *Crescimento e desenvolvimento econômico: a teoria do quantum de conhecimento*, 2008
- DIAS, J; DIAS, M.H.A.; MCDERMOTT, J. *Secondary and Higher Education and Growth*. Working Paper UEM, 2009.
- EASTERLY, W. The middle class consensus and economic development. *Journal of Economic Growth*, v. 6, n. 4, p. 317-335, 2001.
- GAREN, J. The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1199-1218, 1984.
- HALEY, W. Estimation of the earnings profile from optimal human capital accumulation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1223-1238, 1976.
- HALL, R.; JONES, C. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?*. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 1, p. 83-116, 1999.
- HECKMAN, J. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 679-694, 1974.
- _____. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 153-161, 1979.
- HECKMAN, J.; LAYNE-FARRAR, A.; TODD, P. Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. *The Review of Economics and Statistics*, p. 562-610, 1996.
- HOLANDA-FILHO, F.; PESSOA, S. *Pesquisa e Planejamento Econômico*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. 2008
- IBGE. *Notas Técnicas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro, 2007.
- JAEGER, D.; PAGE, M. Degrees matter: new evidence on sheepskin effects in the returns to education. *The Review of Economics and Statistics*, p. 733-740, 1996.
- KASSOUF, A. The wage rate estimation using the Heckman procedure. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.
- _____. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. *Economia aplicada*, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.
- KLENOW, P.; RODRIGUEZ-CLARE, A. The neoclassical revival in growth economics: Has it gone too far? *NBER macroeconomics annual*, p. 73-103, 1997.
- KROTH, D.; DIAS, J. *A Contribuição Do Crédito Bancário E Do Capital Humano No Crescimento Econômico Dos Municípios Brasileiros: Uma Avaliação Em Painéis De Dados Dinâmicos*. 2006. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2006/artigos/A06A015.pdf>>
- LANGONI, C. *Distribuição da renda e desenvolvimento econômico do Brasil: uma reafirmação*. Expressão e Cultura 1973.
- LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of political Economy*, p. 710-740, 1993.
- LEAL, C.; WERLANG, S. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 3, p. 559-574, 1991.
- LOUREIRO, P.; GALRÃO, F. Discriminação no mercado de trabalho: Uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia aplicada*, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Frontiers of Research in Economic Theory: The Nancy L. Schwartz Memorial Lectures, 1983-1997*, p. 61, 1998.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. *The Journal of Political Economy*, p. 281-302, 1958.

_____. Schooling, experience, and earnings. *National Bureau of Economic Research, Columbia University Press, New York*, 1974.

_____. Human capital and growth. *National Bureau of Economic Research*, 1981.

MOURA, R. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, p. 407-449, 2008.

PONS, E.; GONZALO, M. Returns to schooling in Spain: how reliable are IV estimates? *University of London, Queen Mary Economics Working Paper No. 446*. 2001.

PSACHAROPOULOS, G. Earnings and Education in Brazil: Evidence from the 1980 Census. *The World Bank, EDT Discussion Paper Series*, v. 90, 1987.

_____. *Returns to investment in education: a global update*. Office of the Director, Latin America and the Caribbean Region, World Bank, 1993.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. Returns to investment in education: a further update. *Education Economics*, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

SILVA, P.; PESSOA, D.; LILA, M. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral; Statistical analysis of data from PNAD: incorporating the sample design. *Ciência e Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.

ROCHA, M.; CAMPOS, M. Desigualdades salariais no mercado de trabalho urbano no Paraná: Uma aplicação da metodologia de Heckman. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 112, p. 47, 2007.

ROMER, P. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. S5, p. 71, 1990.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P.; MENDONÇA, M. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, p. 249-265, 2004.

SALVATO, M.; SILVA, D. O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: Uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte. 2008.

SAMPAIO, A. Retorno de Escolaridade no Brasil e no Paraná em 2004. *V Ecopar*, 2007.

SCHULTZ, T. Investment in human capital. *The American Economic Review*, p. 1-17, 1961.

SILVA, N.; KASSOUF, A. *Mercado de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação*. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade São Paulo. 1997.

SOARES, R.; GONZAGA, G. Determinação de salários no Brasil: Dualidade ou não-linearidade no retorno à educação. *Revista de Econometria*, v. 19, n. 2, p. 367-404, 1999.

TROSTEL, P. *Returns to scale in producing human capital from schooling*. Oxford University Press, v. 56, p. 461-484, 2004.

UEDA, E.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno da educação no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, v. 6, n. 2, p. 209, 2002.

UZAWA, H. Optimal growth in a two-sector model of capital accumulation. *The Review of Economic Studies*, p. 1-24, 1964.

VAN ZAIST, J.; NAKABASHI, L.; SALVATO, M. *Retorno em Escolaridade no Paraná*. 2008.

Disponível em: < http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/XI_ANPEC-Sul_artigos_pdf/_a4/ANPEC-Sul-A4-15-retorno_em_escolaridade_.pdf >.

ANEXO

TABELA 8 - Equação de Salários no Brasil

Variável	BR	BR Masc	BR Fem
S	0.1400 (0.0214)	0.2100 (0.0085)	0.1600 (0.0206)
S ²	-0.0130 (0.0030)	-0.0100 (0.0012)	-0.0100 (0.0030)
S ³	0.0009 (0.0001)	0.0007 (0.0001)	0.0008 (0.0001)
exp	0.0483 (0.0028)	0.0714 (0.0035)	0.0824 (0.0040)
exp ²	-0.0005 (0.0001)	-0.0008 (0.0001)	-0.0006 (0.0001)
dformal	0.2771 (0.0121)	-0.2289 (0.0143)	-0.2073 (0.0179)
dsind	0.2624 (0.0193)	0.0972 (0.0390)	0.0182 (0.0163)
S	0.0256 (0.0018)	0.0420 (0.0025)	0.0651 (0.0019)
exp	0.0311 (0.0015)	0.0198 (0.0019)	0.0238 (.00164450)
exp ²	-0.0004 (0.0000)	-0.0002 (0.0000)	-0.0002 (0.0000)
constante	0.5105 (0.0260)	0.2035 (0.0378)	-0.3904 (0.0247)
rho	-0.0514 (0.0029)	0.9836 (0.0023)	0.9902 (0.0017)
Amostra	112671	64637	51692

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTAS: Todas as variáveis foram significativas a nível de 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. BR = Brasil, masc = sexo masculino e fem = sexo feminino.

TABELA 9 - Equação de Salário para homens para Região Norte

Variável	RO	AC	RR	PA	AM	TO	AP*
S	0,154 (0,035)	0,123 (0,064)	0,093 (0,034)	0,132 (0,029)	0,028 (0,025)	0,151 (0,030)	0,064 (0,023)
S ²	-0,017 (0,004)	-0,010 (0,006)	-0,011 (0,004)	-0,016 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,012 (0,004)	-0,008 (0,004)
S ³	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
exp	0,025 (0,019)	0,056 (0,009)	0,082 (0,033)	0,045 (0,009)	0,034 (0,008)	0,044 (0,006)	0,040 (0,011)
exp ²	0,000 (0,001)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,001)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
dformal	0,005 (0,153)	0,138 (0,165)	-0,289 (0,281)	-0,032 (0,083)	0,418 (0,217)	0,162 (0,141)	
dsind	0,848 (0,379)	0,549 (0,347)	0,119 (0,243)	0,334 (0,139)	0,189 (0,369)	0,195 (0,292)	0,963 (0,159)
S	0,000 (0,025)	-0,029 (0,021)	0,005 (0,043)	0,020 (0,012)	-0,018 (0,038)	0,004 (0,020)	0,069 (0,013)
exp	0,011 (0,020)	0,044 (0,019)	0,037 (0,016)	0,041 (0,010)	0,034 (0,023)	0,030 (0,016)	0,039 (0,011)
exp ²	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
Const	1,375 (0,319)	1,136 (0,302)	0,484 (0,564)	0,845 (0,156)	0,867 (0,471)	1,040 (0,280)	-0,857 (0,188)
rho	-0,056 (0,033)	-0,056 (0,014)	0,991 (0,018)	-0,011 (0,022)	-0,208 (0,081)	-0,234 (0,086)	-0,138 (0,054)
Amostra	872	508	284	3096	1209	835	1209

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 10 - Equação de Salário para mulheres da Região Norte

Variável	RO*	AC	RR	PA	AM*	TO*	AP
S	0,469 (0,066)	0,557 (0,070)	0,837 (0,106)	0,257 (0,073)	0,368 (0,080)	0,327 (0,121)	0,654 (0,130)
S ²	-0,033 (0,009)	-0,043 (0,010)	-0,091 (0,016)	-0,007 (0,010)	-0,019 (0,011)	-0,021 (0,017)	-0,060 (0,020)
S ³	0,001 (0,000)	0,002 (0,000)	0,004 (0,001)	0,000 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,001)	0,002 (0,001)
exp	0,074 (0,012)	0,058 (0,014)	0,047 (0,016)	0,108 (0,011)	0,056 (0,014)	0,058 (0,018)	0,085 (0,020)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)
dformal		-0,357 (0,139)	-0,006 (0,194)	-0,218 (0,057)			-0,082 (0,218)
dsind	0,143 (0,152)	0,105 (0,244)	-0,297 (0,297)	-0,074 (0,042)	-0,101 (0,072)	0,108 (0,145)	-0,218 (0,217)
S	0,173 (0,017)	0,179 (0,025)	0,106 (0,041)	0,071 (0,010)	0,166 (0,014)	0,142 (0,017)	0,139 (0,037)
exp	0,077 (0,013)	0,046 (0,020)	0,074 (0,022)	0,047 (0,008)	0,056 (0,012)	0,048 (0,016)	0,119 (0,032)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,002 (0,001)
Const	-2,548 (0,223)	-1,524 (0,341)	-0,985 (0,529)	-0,628 (0,113)	-2,565 (0,186)	-2,449 (0,236)	-1,726 (0,497)
rho	0,968 (0,015)	0,932 (0,032)	0,889 (0,061)	0,980 (0,008)	0,986 (0,006)	0,945 (0,032)	0,900 (0,052)
Amostra	582	408	252	2404	907	591	296

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 11 - Equação de Salário para homens da Região Nordeste

Variável	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE*	BA
S	0,240 (0,038)	0,10 (0,047)	0,15 (0,028)	0,140 (0,033)	0,110 (0,048)	0,136 (0,014)	0,207 (0,045)	0,11 (0,030)	0,16 (0,018)
S ²	-0,024 (0,005)	-0,01 (0,005)	-0,01 (0,005)	-0,01 (0,004)	-0,01 (0,007)	-0,01 (0,003)	-0,02 (0,006)	-0,01 (0,006)	-0,05 (0,003)
S ³	0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)	0,01 (0,000)
exp	0,057 (0,011)	0,07 (0,014)	0,03 (0,011)	0,06 (0,010)	0,03 (0,007)	0,05 (0,007)	0,06 (0,014)	0,09 (0,015)	0,05 (0,006)
exp ²	-0,001 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)
dformal	0,370 (0,128)	-0,47 (0,143)	-0,01 (0,069)	0,01 (0,136)	0,13 (0,118)	0,08 (0,068)	0,06 (0,151)		-0,01 (0,057)
dsind	-0,084 (0,156)	0,118 (0,160)	0,49 (0,105)	0,30 (0,153)	0,40 (0,161)	0,40 (0,104)	-0,03 (0,202)	0,53 (0,175)	0,25 (0,082)
S	0,037 (0,018)	0,034 (0,019)	0,03 (0,010)	0,04 (0,017)	-0,01 (0,014)	0,01 (0,009)	0,01 (0,021)	0,13 (0,014)	0,01 (0,008)
exp	0,028 (0,017)	0,040 (0,016)	0,03 (0,009)	0,04 (0,014)	0,01 (0,013)	0,04 (0,008)	0,05 (0,021)	0,09 (0,012)	0,04 (0,007)
exp ²	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,00 (0,000)	-0,01 (0,000)
Const	0,496 (0,234)	0,319 (0,188)	0,81 (0,136)	0,45 (0,219)	1,05 (0,196)	0,89 (0,120)	0,81 (0,314)	-1,63 (0,205)	0,92 (0,107)
rho	-0,804 (0,062)	0,978 (0,013)	-0,02 (0,016)	-0,01 (0,105)	-0,05 (0,025)	-0,04 (0,010)	-0,03 (0,015)	-0,04 (0,032)	-0,02 (0,010)
Amostra	1866	1665	7104	1969	2163	7471	1665	878	5675

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 12 - Equação de Salário para mulheres da Região Nordeste

Variável	MA	PI*	CE	RN	PB*	PE	AL	SE	BA
S	0,51 (0,070)	0,31 (0,040)	0,29 (0,065)	0,42 (0,117)	0,46 (0,073)	0,37 (0,083)	0,47 (0,065)	0,41 (0,088)	0,26 (0,051)
S ²	-0,04 (0,011)	-0,02 (0,006)	-0,01 (0,009)	-0,04 (0,016)	-0,04 (0,010)	-0,03 (0,011)	-0,04 (0,010)	-0,02 (0,014)	-0,01 (0,007)
S ³	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,002 (0,001)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,002 (0,000)	0,001 (0,001)	0,001 (0,000)
exp	0,08 (0,013)	0,04 (0,017)	0,10 (0,012)	0,11 (0,015)	0,02 (0,013)	0,07 (0,022)	0,10 (0,013)	0,05 (0,021)	0,09 (0,012)
exp ²	-0,01 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,01 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,000 (0,000)	0,00 (0,001)	-0,01 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,01 (0,000)
dformal	0,34 (0,219)		-0,46 (0,055)	-0,42 (0,119)		-0,23 (0,056)	-0,23 (0,202)	-0,37 (0,087)	-0,38 (0,038)
dsind	0,36 (0,260)	0,05 (0,092)	0,01 (0,068)	0,24 (0,166)	0,09 (0,078)	0,00 (0,040)	-0,03 (0,242)	0,02 (0,101)	0,00 (0,097)
S	0,07 (0,026)	0,21 (0,019)	0,08 (0,010)	0,12 (0,018)	0,15 (0,016)	0,06 (0,010)	0,11 (0,022)	0,10 (0,019)	0,07 (0,007)
exp	0,00 (0,021)	0,06 (0,018)	0,04 (0,007)	0,06 (0,016)	0,02 (0,013)	0,02 (0,009)	0,09 (0,020)	0,03 (0,017)	0,04 (0,006)
exp ²	0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,01 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Const	-0,04 (0,346)	-3,49 (0,239)	-0,51 (0,116)	-0,98 (0,214)	-2,47 (0,219)	-0,34 (0,127)	-0,89 (0,298)	-0,65 (0,241)	-0,58 (0,076)
rho	0,35 (0,152)	1,00 (0,002)	0,99 (0,005)	0,97 (0,028)	0,99 (0,005)	0,99 (0,003)	0,83 (0,061)	0,98 (0,015)	0,99 (0,002)
Amostra	577	489	2939	712	652	2806	494	684	4416

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 13 - Equação de Salário para homens da Região Sudeste

Variável	MG	RJ	SP	ES*
S	0,162 (0,010)	0,460 (0,032)	0,185 (0,040)	0,106 (0,030)
S ²	-0,010 (0,001)	-0,029 (0,003)	-0,032 (0,005)	-0,017 (0,008)
S ³	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,002 (0,000)	0,001 (0,001)
exp	0,062 (0,005)	0,096 (0,022)	0,041 (0,009)	0,072 (0,019)
exp ²	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
dformal	-0,414 (0,052)	-0,087 (0,033)	0,226 (0,048)	
dsind	0,108 (0,102)	-0,047 (0,015)	0,265 (0,060)	0,604 (0,093)
S	0,054 (0,006)	0,056 (0,005)	0,024 (0,007)	0,073 (0,012)
exp	0,035 (0,005)	0,015 (0,004)	0,032 (0,005)	0,038 (0,010)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)
Const	0,241 (0,083)	-0,181 (0,087)	0,752 (0,095)	-0,629 (0,169)
rho	0,988 (0,003)	0,999 (0,000)	-0,017 (0,016)	-0,060 (0,082)
Amostra	6611	4421	8834	2168

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dformal = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 14 - Equação de Salário para mulheres da Região Sudeste

Variável	MG	RJ*	SP	ES
S	0,566 (0,046)	0,161 (0,065)	0,509 (0,065)	0,289 (0,114)
S ²	-0,048 (0,006)	0,001 (0,008)	-0,033 (0,008)	-0,009 (0,016)
S ³	0,002 (0,000)	0,0008 (0,000)	0,001 (0,000)	0,000 (0,001)
exp	0,067 (0,006)	-0,048 (0,027)	0,064 (0,011)	0,068 (0,020)
exp ²	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
dformal	-0,245 (0,071)		-0,151 (0,022)	-0,246 (0,055)
dsind	-0,083 (0,033)	0,008 (0,006)	0,007 (0,021)	0,002 (0,036)
S	0,096 (0,007)	0,054 (0,003)	0,055 (0,006)	0,095 (0,010)
exp	0,039 (0,006)	-0,009 (0,004)	0,022 (0,003)	0,018 (0,011)
exp ²	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Const	-0,604 (0,097)	-0,506 (0,034)	-0,344 (0,080)	0,000 (0,139)
rho	0,967 (0,011)	1,000 (0,000)	0,995 (0,001)	0,987 (0,006)
Amostra	5072	3587	7464	1068

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dformal = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 15 - Equação de Salário para homens das Regiões Centro Oeste e Sul

Variável	MT	MS	GO	DF	PR	RS	SC*
S	0,112 (0,027)	0,141 (0,036)	0,149 (0,020)	0,105 (0,044)	0,146 (0,019)	0,138 (0,025)	0,109 (0,020)
S ²	-0,011 (0,002)	-0,017 (0,005)	-0,013 (0,002)	-0,020 (0,006)	-0,010 (0,002)	-0,012 (0,003)	-0,007 (0,003)
S ³	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,002 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)	0,001 (0,000)
exp	0,052 (0,010)	0,043 (0,009)	0,045 (0,004)	0,028 (0,022)	0,036 (0,009)	0,041 (0,008)	0,063 (0,009)
exp ²	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
dformal	-0,493 (0,110)	0,311 (0,115)	0,321 (0,074)	0,258 (0,090)	0,334 (0,076)	0,168 (0,066)	
dsind	-0,170 (0,047)	0,821 (0,322)	0,145 (0,141)	0,324 (0,123)	0,483 (0,111)	0,289 (0,082)	0,840 (0,109)
S	0,054 (0,017)	0,035 (0,015)	0,005 (0,012)	0,002 (0,013)	0,001 (0,010)	0,002 (0,010)	0,042 (0,012)
exp	0,035 (0,008)	0,016 (0,014)	0,019 (0,009)	0,051 (0,010)	0,032 (0,008)	0,023 (0,007)	0,025 (0,009)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
Const	0,434 (0,218)	0,729 (0,227)	1,055 (0,162)	0,688 (0,180)	0,974 (0,147)	1,152 (0,141)	0,216 (0,167)
rho	0,990 (0,007)	-0,102 (0,022)	-0,023 (0,012)	-0,012 (0,033)	-0,017 (0,015)	-0,012 (0,012)	-0,061 (0,024)
Amostra	1426	1227	3036	1839	3423	5046	1778

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.

TABELA 16 - Equação de Salário para mulheres das Regiões Centro Oeste e Sul

Variável	MT	MS	GO	DF*	PR	RS	SC
S	0,732 (0,050)	0,482 (0,131)	0,658 (0,074)	0,045 (0,080)	0,711 (0,041)	0,494 (0,065)	0,739 (0,085)
S ²	-0,071 (0,007)	-0,036 (0,018)	-0,059 (0,010)	0,022 (0,011)	-0,062 (0,005)	-0,033 (0,009)	-0,063 (0,010)
S ³	0,003 (0,000)	0,001 (0,001)	0,002 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,002 (0,000)	0,001 (0,000)	0,002 (0,000)
exp	0,000 (0,009)	0,068 (0,031)	0,071 (0,009)	0,058 (0,022)	0,068 (0,007)	0,061 (0,009)	0,066 (0,013)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)
dformal	-0,288 (0,098)	-0,198 (0,070)	-0,252 (0,063)		-0,107 (0,055)	-0,150 (0,044)	-0,318 (0,069)
dsind	0,126 (0,103)	-0,121 (0,039)	-0,024 (0,063)	0,060 (0,023)	-0,042 (0,045)	0,229 (0,363)	-0,042 (0,032)
S	0,148 (0,017)	0,060 (0,016)	0,105 (0,011)	0,071 (0,007)	0,097 (0,014)	0,084 (0,008)	0,086 (0,016)
Exp	0,081 (0,013)	0,016 (0,015)	0,053 (0,008)	0,015 (0,007)	0,060 (0,008)	0,038 (0,005)	0,035 (0,009)
exp ²	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Const	-1,454 (0,228)	-0,407 (0,237)	-0,847 (0,148)	-0,991 (0,094)	-0,831 (0,164)	-0,693 (0,115)	-0,487 (0,215)
Rho	0,921 (0,015)	0,997 (0,003)	0,965 (0,016)	0,999 (0,000)	0,952 (0,018)	0,978 (0,006)	0,995 (0,003)
Amostra	1021	827	2252	1667	2978	4504	1561

FONTE: Elaboração própria a partir de microdados da PNAD 2007.

NOTA: Todas as variáveis foram significativas a 5% e os valores entre parênteses correspondem ao desvio-padrão. * Os coeficientes do Amazonas foram significativos a 5% somente a partir da interação $dforma = dsind$. ** Coeficiente não foram significativos a 5%.